

# 국제비교를 통한 한·미 주식시장 동조화의 평가\*

윤종인\*\*

## <요 약>

국내 주식가격을 관찰하다 보면, 미국 주식시장의 영향이 지대함을 실감하게 된다. 하지만 보다 장기적으로 보면, 미국 주식가격과 국내 주식가격의 추이는 그렇게 비슷하지 않았다. 이와 같은 의문은 장기적 추세와 단기적 순환을 구분하였을 때 자연스럽게 해소될 수 있다. 단기적으로 동조화되어 있더라도 장기적으로는 동조화되지 않을 수 있다.

본 연구는 주식시장의 수익률 동조화를 장기동조화와 단기동조화로 구분한다. 이 개념은 시계열자료가 장기적 추세와 단기적 순환을 갖는다는 시계열이론에 기초한 것이다. 장기동조화는 공적분관계로 정의하고 단기동조화는 그랜저인과관계로 정의한다.

실증분석 결과에 따르면, 우리나라 주가지수는 미국 주가지수와 공적분관계를 갖지 않지만 그랜저인과관계는 갖는 것으로 나타났다. 또한, 공적분분석에서 주가지수를 환율에 의해 조정하는 것은 부적절한 것임을 보이기도 하였다. 결론적으로, 우리나라 주가지수와 미국 주가지수 간의 동조화는 단기동조화의 단계에 있으며 아직까지 장기동조화에는 이르지 못한 것으로 나타났다.

이를 평가하기 위하여 해외 다른 주식시장과의 비교를 수행하였다. 아시아 7개 주식시장과 유럽 6개 주식시장의 주가지수를 이용한 결과에 따르면 일본, 홍콩과 유럽 대부분의 주식시장은 적어도 2000년 이후에는 미국 주식시장과 장기동조화를 갖는 것으로 나타났다. 우리나라와 비슷한 수준의 동조화는 대만 등 아시아 주식시장에서 관찰되었다.

핵심주제어 : 장기동조화와 단기동조화, 추세, 순환, 공적분, 그랜저인과관계  
JEL 분류기준 : G12, C59

\* 남아있는 오류는 전적으로 필자의 것이며 이를 바로 잡는 데 도움을 주신 여러분들, 특히 익명의 심사자에게 감사드린다.

투고일(2006.8.21.), 수정논문 접수일(2007.1.25.), 게재 확정일(2007.6.13.)

\*\* 백석대학교 경상학부(Tel: 041-550-0525, E-mail: jiyoon@bu.ac.kr)

## I. 서론

각국 주식시장간의 동조화는 세계화(globalization)의 한 영역으로서 이미 많은 연구가 진행되어 왔다. 하지만 아직도 불명확한 점이 적지는 않다. 예를 들어 다음과 같은 질문은 여전히 유효해 보인다. 우리나라 주식시장과 미국 주식시장의 동조화는 얼마나 진전되어 왔는가? 즉, 국내 투자자들이 느끼고 있는 만큼 많이 동조화되어 있는가?

동조화의 정도를 평가하기 위해서는 몇 가지 필요한 것이 있다. 첫째, 평가의 기준이 있어야 하고, 둘째, 평가의 대상이 있어야 한다. 평가대상을 결정하는 일은 그다지 어렵지 않다. 각국 주식시장의 동조화 정도를 비교하거나 동조화의 시기별 차이를 구하면 된다. 본 연구는 15개 주식시장의 주가지수를 이용하여 주식시장간 차이 및 시기별 변화를 구함으로써 우리나라 주식시장의 동조화 정도를 평가하고자 한다. 반면에 평가의 기준을 정하는 것은 쉽지 않다. 이에 본 연구는 시계열분석의 방법을 이용하기로 하였다. 주식시장 동조화에 관한 대부분의 연구가 시계열분석을 이용하여 왔고, 최근까지 정리되어 온 시계열분석이론은 동조화 평가를 위한 유용한 개념과 수단을 제공하고 있기 때문이다.

### 1. 동조화의 개념 정의

주식시장의 동조화는 수익률 동조화와 변동성 동조화로 구분하여 다루어져 왔다. 전자는 1차 적률(first moment)을 다루는 것이고, 후자는 2차 적률(second moment)을 다룬다. 일반적으로 수익률 연구에는 공적분(cointegration)과 오차수정모형(error correction model)을 이용하고, 변동성 연구에는 GARCH모형을 이용한다.

본 연구는 시계열이론에 따라 수익률 동조화의 구분을 제안한다. 시계열이론에 따르면 시계열자료, 예를 들어 주식가격은 추세(trend)와 순환(cycle)으로 분해할 수 있다. 따라서 이를 동조화에 적용한다면, 수익률 동조화는 추세에 의한 정의와 순환에 의한 정의로 분해할 수 있을 것이다. 즉, 수익률 동조화는 추세가 공유되는

장기동조화와 순환이 이전되는 단기동조화로 분해된다.

추세공유를 장기동조화로 정의하고, 순환이전을 단기동조화로 정의하는 것은 자연스러운 일이다. 정의상 추세란 장기적인 것이며 순환은 단기적인 것이기 때문이다. 주가가격은 비정상(nonstationary)시계열로 알려져 있으므로 이 경우에는 확률적 추세(stochastic trend)와 순환으로 분해할 수 있다. 물론 확률적 추세도 순환하는 것처럼 보이는 한다. 하지만 이것과 순환을 구분하는 이유는, 확률적 추세란 장기적으로 지속되는 성질의 것이기 때문이다.

수익률 동조화에는 여러 가지 유형이 있을 수 있다. 첫째, 단기동조화만 있고 장기동조화는 없는 경우, 이 경우는 수익률 동조화의 정도가 단기적인 수준에 그치고 있다는 것을 의미한다. 둘째, 장기와 단기에 모두 동조화되어 있는 경우, 이 경우에는 수익률 동조화의 정도가 장기적인 수준까지 확대되고 있다는 것을 의미한다. 물론 장기 및 단기동조화가 모두 없었다면 수익률 동조화는 장단기적으로 없었던 셈이다.

비정상시계열의 경우 (확률적) 추세의 공유 여부는 공적분분석에 의해 수행한다. 또한, 순환의 이전은 오차수정모형에서 차분변수의 그랜저인과관계(Granger causality)분석을 통해 수행한다. 물론 분석의 방법으로 Johansen모형을 이용하면 추세와 순환에 관한 장단기 분석을 동시에 수행할 수 있는 장점이 있다. 하지만 순환분석에 비해 추세분석에는 세심한 주의가 필요하다. 우선 공적분분석에는 공적분벡터의 수뿐만 아니라 특정 변수의 포함 여부도 중요하다. 다음으로 적절한 오차수정모형의 설정을 위해서 약외생성(weak exogeneity)검정이 필요하다. 이 검정 등을 이용하면 장기동조화에 관하여 보다 풍부한 시사점을 얻을 수 있다.

이제 동조화 평가의 기준을 요약하면 다음과 같다. 수익률의 경우 단기동조화만 있는가 아니면 장기 및 단기동조화가 모두 있는가를 평가하여야 한다. 단기동조화란 단기적 것을 의미하므로 장기 및 단기동조화가 모두 있는 경우에 비해 동조화는 상대적으로 약한 편일 것이다. 본 연구는 이 기준을 이용하여 우리나라 주식시장과 미국 주식시장 간의 동조화 정도를 추정한다. 물론 평가의 대상도 있어야 하는데, 이미 언급한 바와 같이 해외 주식시장의 동조화 정도와 비교하게 될 것이다.

## 2. 선행연구에 관한 고찰

수익률 동조화에 대하여 공적분 및 오차수정모형을 이용한 대표적인 연구로 Campbell and Hamao(1992)와 Arshanapalli and Doukas(1993)를 들 수 있다. 전자는 미국과 일본 주식시장에서 공적분관계를 확인하였으며, 후자는 일본 주식시장을 제외한 다른 주식시장들 사이에서 공적분관계를 확인하였다. 개장시간의 차이도 중요하게 다루어졌는데, Lin et al.(1994)은 뉴욕 주식시장의 거래시간 중 수익률이 동경 주식시장의 밤 수익률에 유의한 영향을 미친다고 주장하였다. 개별 주식에 관한 연구도 등장했다. 대표적으로 Karolyi and Stulz(1996)는 뉴욕증권거래소에서 거래된 일본기업의 ADR을 이용하여 국가간 주식수익률 상관관계에 영향을 미치는 요인을 분석하였다.<sup>1)</sup>

한국과 미국 주식시장 간의 동조화 현상에 대해서도 많은 연구가 있었다. ADR 발행에 따른 주가동조화(장호윤, 1996), 한국과 미국 주가지수 간의 공적분 검정(유태우·김춘호, 1997; 박임구·노상윤, 2000; 박준용·정규승, 2003; 문규현·홍정효, 2003; 윤종인·설원식, 2005), 변동성 파급효과 분석(남주하·윤기향, 2001), 비거래소 시장에서의 주가동조화 분석(김인무·김찬웅, 2001; 김태혁·장석규, 2002; 김찬웅·문규현·홍정효, 2003), 경기 동조화의 문제(김창수, 2002), 개장시간 차이를 고려한 연구(지청·조담·양채열, 2001), 주가동조화와 시장의 효율성(지청·조담·양채열, 2001; 이한식·장병문, 2002), 변동성의 이전에 있어서의 비대칭성 검증(장국현, 2002; 이한식·장병문, 2002; 남주하·김상봉, 2003), 주가동조화와 투자주체별 대응(전상경·최종연, 2003), 기업 차원에서 미국 주가지수의 영향 분석(장하성·이가연, 2004) 등 다양한 연구가 수행되었다.

동조화와 관련된 다양한 요인들이 다루어졌지만 대체로 변동성 이전효과에 관하여는 큰 이견이 나타나지 않고 있다. 하지만 한국과 미국 주식가격의 공적분 관계에 관하여는 이견이 적지 않다. 기존 연구의 주요 결과를 요약하면 다음과 같다. 문규현·홍정효(2003)는 공적분관계가 존재하지 않는다는 결과를 보고하였고 유태우·김춘호(1997)는 외환위기 이전부터 공적분관계가 있었음을 주장하였다.

1) 변동성 동조화에 관한 연구도 많은데, 대표적인 것만 언급하면 Hamao et al.(1990), Engle and Susmel(1994), Koutmos and Booth(1995) 등이 있다.

한편, 박준용·정규승(2003)은 외환위기 이후에야 공적분관계가 확인된다고 보고한다. 윤종인·설원식(2005)은 공적분분석과 GARCH분석을 결합하였고, 한국과 미국 주식시장 간에는 공적분관계가 취약하다고 보고한 바 있다.

### 3. 연구내용

국내연구의 결과를 요약해 보면, 외환위기 이후 변동성의 동조화는 빠르게 진행되었다고 공감하고 있지만 수익률 동조화를 검정하기 위한 공적분관계에 대해서는 다소 상이한 결과를 제시한 편이다. 따라서 우리나라 주식시장과 미국 주식시장 간의 동조화에 관한 연구에서 관심을 갖게 되는 것은 수익률 동조화에 관한 문제이다.

기존의 연구는 단기동조화와 장기동조화를 구분하여 주목하지 않았다. 의외로 단기동조화를 중시하지 않았는데, 관심은 주로 공적분관계, 즉 추세의 공유현상에만 집중되었다. 물론 장기적 추세가 더 중요한 문제라고 하더라도 이것이 동조화의 전부는 아님을 분명하게 인식해야 한다. 즉 공적분관계가 없었다고 해서 수익률 동조화가 없었다고 결론짓는 것은 과도한 단순화가 아닐 수 없다.<sup>2)</sup>

아마도 미국 주식시장의 영향을 실감하는 투자자라면 이렇게 생각할 것이다. 매일매일 주식가격을 관찰하다 보면, 미국 주식시장의 움직임은 국내 주식시장에 지대한 영향을 미치는 듯하다. 하지만 보다 장기적으로 지난 2~3년간의 움직임을 보면, 미국 주식가격과 국내 주식가격의 추이는 왜 이렇게 달랐을까? 이와 같은 의문은 장기적 추세와 단기적 순환을 구분하였을 때 자연스럽게 해소될 수 있다. 단기적으로 동조화되어 있더라도 장기적으로는 동조화되지 않을 수 있다는 것을 이해해야 한다.

또한, 국내 연구에서 공적분관계에 관한 다른 결과가 제시되었던 데에는 환율이 큰 요인이었던 것 같다. 즉, 환율에 의해 조정된 경우와 그렇지 않은 경우의 결과가 크게 달랐던 것이다. 이에 관한 대표적인 연구로는 박준용·정규승(2003)을 들 수

2) 이런 의미에서 보면, 공적분모형을 도입하기 이전의 (VAR을 이용한) 연구는 단기적 순환의 이진을 동조화로 해석하는 방식이다. 그 나름대로 의의는 충분히 있지만 공적분관계를 검정하지 않았다는 점에서는 specification error를 범하고 있는 셈이다.

있다. 종합해 보면, 전자의 경우 공적분관계가 지지되었지만 후자의 경우 그렇지 못했던 것으로 보인다. 하지만 환율에 의해 조정하는 문제는 엄연히 하나의 제약(restriction)이다. 따라서 이 문제를 검정의 대상으로 삼고 접근할 필요가 있다. 이에 본 연구는 이를 검정하기 위하여 3변량모형을 이용하였으며 필요한 여러 가지의 가설검정을 시도하였다. 이를 통하여 기존연구에서 왜 다른 결과가 제시되었는가에 관한 하나의 답변을 찾기로 한다.

〈표 1〉 자료의 설명

자 료		기 간	표 본 수
KOSPI 200	KOSPI200	1990. 1. 4~2005.11.3	3,702
DJIA	DOW JONES INDUSTRIAL AVERAGE	1984. 1. 4~2005.11.3	4,988
NIKKEI225	NIKKEI 225	1984. 1. 4~2005.11.3	4,988
항셩지수	HANG SENG INDEX	1990. 1. 2~2005.11.3	3,829
TSEC지수	TSEC weighted index(Taiwan)	1997. 7. 2~2005.11.3	1,985
KLSE지수	Composite Index(Kuala Lumpur)	2000. 1. 3~2005.11.3	1,389
JKSE지수	Composite Index(Jakarta)	2000. 1. 4~2005.11.1	1,351
BSESN지수	BSE SENSITIVE(Bombay)	2000. 1. 3~2005.11.2	1,413
TA100	TEL-AV TASE-100 IND	2000. 1. 3~2005.11.3	1,103
FTSE100	FTSE 100	1984. 4. 2~2005.11.3	5,352
CAC40	CAC 40(Paris)	1990. 3. 1~2005.11.3	3,912
DAXI	DAX IND(XETRA)	1990.11.26~2005.11.3	3,680
AEX지수	AEX INDEX(Amsterdam)	1992.10.12~2005.11.3	3,243
MBITEL	MIBTEL(Milan)	2000. 1. 3~2005.11.3	1,466
KFX지수	KFX-INDEX(Copenhagen)	1993. 1.26~2005.11.3	3,126

## II. 연구방법과 예비적 검토

### 1. 자료의 설명

모든 분석은 미국의 주요 주가지수, Standard & Poors 500과 Dow Jones Industrial Average(이하 S&P500과 DJIA로 약칭)의 일별자료를 중심으로 진행한다. 즉, 각국 주가지수와 미국 주가지수와의 동조화를 분석하는 방식이다. 한국의 주가지수로는 KOSPI200을 이용하고 원화의 대미환율은 한국은행이 제공하는 기준환율을 이용한다. KOSPI200과 미국 주가지수의 동조화 분석은 3변량모형을 이용하고자 하는데, 이를 위해 원화의 대미환율이 필요하다. 한국의 주가지수로 KOSPI200을 선택한 것은 상대적으로 외국인의 투자비중이 높은 종목으로 이루어진 지수이기 때문이며, 미국 주가지수로 S&P500과 DJIA를 선택한 것은 그것이 지니고 있는 대표성 때문이다.

해외 주식시장의 자료로는 모두 13개를 이용하였다. 이들은 [www.yahoo.com](http://www.yahoo.com)에서 2000년 이후 일별 자료를 구할 수 있는 주요 시장의 주가지수이다. 이들은 아시아의 7개 주식시장과 유럽의 6개 주식시장의 주가지수이다. 가급적 최대한 과거 자료까지 이용하였는데, 가장 오랜 자료는 1990년 1월 4일의 것이다. 물론 주가지수 별로 이용가능한 기간이 달랐는데, 이는 <표 1>에 설명되어 있다.

한편, 각국 주식시장의 개장일이 다를 수 있기 때문에 양국 시장자료 중 하나만 있는 경우가 있을 것이다. 기존 연구가 취한 방식에 따라 이런 일자의 자료는 제외하였는데, 결국 표본은 양국의 자료가 모두 있는 일자의 것만을 포함한다. 또한, 동일 일자의 자료라고 하더라도 국가별로 개장시간의 차이가 크다는 문제가 남는다. 즉, 동일 일자의 자료를 이용할 경우 개장시간으로만 보면 유럽시장, 아시아시장, 미국시장의 순서대로 된다.

개장시간의 차이는 박준용·정규승(2003)이 지적한 바와 같이 공적분관계 분석에서는 무시할 수 있지만 단기효과분석에서는 그렇지 않을 것이다. 이하에서는 동일 일자의 자료를 이용하되, 아시아 주가지수에 관한 결과와 유럽 주가지수에 관한 결과를 분리하여 비교하는 방식을 취하기로 하였다. 이 방법을 이용할 경우 자

료의 손실을 줄일 수 있을 뿐만 아니라 개장시간이 비슷한 주가지수만의 결과를 비교할 수 있다.

잘 알려진 바와 같이 주식가격과 환율은 비정상(nonstationary)시계열로 이른 바 I(1)이다. 환율과 KOSPI200, 미국 주가지수에 대한 Augmented Dickey - Fuller 검정 결과가 <표 2>에 제시되어 있다. 가격변수는 로그를 취하였는데 그 차분변수는 수익률에 해당하는 것이다. 결과에 따르면, 수준변수인 가격은 I(1)이지만 차분변수인 수익률은 I(0)임을 알 수 있다. 검정에는 상수항만을 포함하고 있으며 Schwartz Bayesian Information Criterion에 따라 시차변수를 포함시켰다.

<표 2> 환율, KOSPI200, 미국지수에 관한 ADF 검정 결과

변 수	수 준	차 분
환 율	- 1.54	- 62.28
KOSPI 200	- 1.68	- 55.73
S&P500	- 0.98	- 59.12
DJIA	- 0.99	- 58.41

주 : 1) 검정에는 상수항만을 포함하고 있으며 Schwartz Bayesian Information Criterion에 따라 시차변수를 포함시켰음.

2) 임계치는 1% = - 3.43, 5% = - 2.86, 10% = - 2.57임.

물론, 다른 제약을 부과하더라도 결과의 차이는 없었다. 또한, 단위근검정방법으로 다양한 방법이 개발되어 있지만 이외의 다른 방법으로 검정하더라도 단위근검정결과가 달라지지는 않았다. 물론, 이외의 주가지수 13개에 대해서도 같은 방식으로 단위근검정을 수행하였으며 모두 같은 결과를 얻었다. 지면의 절약을 위해 이 결과는 생략한다.

## 2. 실증분석 방법

첫째, 실증분석은 KOSPI200과 미국주가지수의 동조화를 분석하는 것이고 둘째, 실증분석은 해외 주가지수와 미국주가지수의 동조화를 분석하여 이를 KOSPI200에 의한 결과와 비교하는 것이다.

첫째, KOSPI200과 미국주가지수의 동조화분석에는 환율을 포함한 3변량 모형을 이용한다. 이는 기존 연구에서 환율에 의해 조정할 경우 외환위기 이후에는 공적분관계가 관찰된다는 주장이 제시된 바 있기 때문이다. 하지만 본 연구의 결과에 따르면, 환율에 의한 조정은 적절하지 않은 것으로 나타났다. 따라서 둘째 실증분석에서는 각국 주가지수와 미국주가지수만을 이용한 2변량 모형을 이용하기로 한다.

본 연구는 Johansen(1988)의 방법을 이용한다. 첫째, 실증분석에서 3변량 모형을 이용하게 되므로 공적분벡터가 2개일 가능성을 배제할 수 없기 때문이다. 물론 둘째, 실증분석에서는 2변량모형을 이용할 것이지만 역시 Johansen 방법을 이용하였다. 여기에서는 3변량 모형을 중심으로 논의하며 2변량 모형은 같은 맥락에서 설명할 수 있을 것이다.

Johansen 방법은 잘 알려진 편이므로 공적분벡터에 관한 검정 및 약외생성 검정 위주로 간단하게 설명한다. 우선 아래와 같은 Vector Autoregression모형을 생각해 보자.

$$z_t = \mu + A_1 z_{t-1} + \dots + A_k z_{t-k} + \varepsilon_t \tag{1}$$

여기에서  $z_t$ 는  $(3 \times 1)$  벡터로  $(e_t, k_t, d_t)'$  이다.  $e_t$ 는 원화의 대미환율이며  $k_t$ 와  $d_t$ 는 각각 KOSPI200과 미국주가지수이고 모두 로그를 취한 값을 이용하였다.  $\mu$ 과  $\varepsilon_t$ 도  $(3 \times 1)$  벡터이며  $z_{t-i}$ 은 시차변수이므로 그 계수인  $A_i$ 은  $(3 \times 3)$  행렬이다.

식(1)을 오차수정모형(error correction model)의 형태로 정리하면 다음과 같다.

$$\Delta z_t = \mu + \Pi z_{t-1} + \Gamma_1 \Delta z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta z_{t-k+1} + \varepsilon_t \tag{2}$$

여기에서  $\Pi z_{t-1}$ 이 오차수정항인데 주의할 것은  $\Pi$ 의 계수(rank)이다.  $\Pi$ 의 계수가 3이면  $z_t$ 가  $I(0)$ 이라는 것을 의미하며, 0이면  $z_t$ 에는 공적분관계가 없다는 것을 의미한다. 이미 확인한 바와 같이  $z_t$ 는  $I(1)$ 이므로 공적분관계가 존재한다면  $\Pi$ 의 계수는 1 또는 2일 것이다.  $\Pi$ 의 계수는 공적분벡터의 수를 의미하며 이에 관한 검정

이 바로 Johansen 방법의 핵심이다.

$\Pi$ 의 계수를  $r$ 이라고 할 때 이 행렬은 아래와 같이 쓸 수 있다.

$$\Pi = \alpha \beta' \quad (3)$$

$\alpha$ 와  $\beta$ 는 모두  $(3 \times r)$ 행렬이며 이 행렬들의 계수는  $r$ 이다. 바로  $r$ 이 공적분벡터의 수를 의미한다.  $\beta$ 는 공적분벡터로 이루어진 행렬이며  $\alpha$ 는 오차수정계수(factor loading)를 나타내는 벡터들로 이루어져 있다.

Johansen은 공적분벡터를 검정하기 위한 방법을 2가지 제시하였는데 trace검정과 maximum eigenvalue검정이다. 두 검정통계량은 아래와 같다.

$$2(L_A^* - L_0^*) = -T \sum_{i=h+1}^n \log(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (4a)$$

$$2(L_A^* - L_0^*) = -T \log(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (4b)$$

$L_A^*$ 와  $L_0^*$ 는 대립가설과 귀무가설 하에 구한 우도값(likelihood value)이고  $T$ 는 표본의 수이며  $\hat{\lambda}_i$ 는 고유치(eigenvalue)이다. 두 검정통계량이 다른 것은 가설의 설정이 다르기 때문이다. trace검정의 귀무가설은 ' $h$ 개의 공적분벡터'이며 대립가설은 ' $n(=3)$ 개의 공적분벡터'이다. 한편, maximum eigenvalue검정의 귀무가설은 ' $h$ 개의 공적분벡터'이며 대립가설은 ' $h+1$ 개의 공적분벡터'이다.

이하의 검정결과에 따르면, 공적분벡터는 1개가 존재하는 것으로 나타났다. 또한, Schwartz Bayesian Information Criterion에 따르면, 시차변수는 1개까지 포함하는 것이 적절한 것으로 나타났기 때문에 이에 따라 식(2)를 풀어 쓰면 다음과 같다.

$$\begin{pmatrix} \Delta e_t \\ \Delta k_t \\ \Delta d_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \\ \mu_3 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \alpha_3 \end{pmatrix} (\beta_1 \quad \beta_2 \quad \beta_3) \begin{pmatrix} e_{t-1} \\ k_{t-1} \\ d_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} & \gamma_{13} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} & \gamma_{23} \\ \gamma_{31} & \gamma_{32} & \gamma_{33} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta e_{t-1} \\ \Delta k_{t-1} \\ \Delta d_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \end{pmatrix} \quad (5)$$

본 연구의 첫째 관심사는  $(\beta_1 \beta_2 \beta_3)$  중 0인 값이 있는가 하는 점이다. 만약 이 중에 0인 값이 있다면 그 변수는 공적분벡터에 포함되지 않는다는 것을 의미하므로 다른 변수들과 장기적 균형관계를 갖는다고 볼 수 없을 것이다. 이를 검정하기 위해서는 우도비검정을 이용하는데 그 검정통계량은 아래와 같다.

$$2(L_A^* - L_0^*) = -T \sum_{i=1}^h \log(1 - \hat{\lambda}_i) + T \sum_{i=1}^h \log(1 - \tilde{\lambda}_i) \tag{6}$$

여기에서  $\hat{\lambda}_i$ 는 제약이 없는 모형으로부터 구한 고유치이며  $\tilde{\lambda}_i$ 는 제약된 모형으로부터 구한 고유치이다. 이 검정통계량은 제약의 수를 자유도의 값으로 갖는  $\chi^2$ 분포를 따른다.

이하에서 제시될 것이지만 검정결과에 따르면  $\beta_3$ 는 0이 아니라고 볼 수 없었다. 즉, 미국주가지수는 KOSPI200 및 환율과 공적분관계를 갖지 않는 것으로 나타났으며 공적분관계는 KOSPI200과 환율 간에만 존재하였다. 이 결과는 한·미 주식시장의 동조화와 관련하여 중요한 시사점을 갖는 것으로 의미있게 받아들여야 할 것이다.

또한, 둘째 관심사는  $(\alpha_1 \alpha_2)$  중 0인 값이 있는가 하는 점이다. 만약 이 중에 0인 값이 있다면 그 변수는 공적분관계에 대해 약외생성을 갖는다고 말한다. 약외생성의 개념은 Engle, Hendry and Richard(1983)에 의해 정교하게 논의되었는데 공적분관계에 대한 적용은 Johansen(1992)에 의해 제시되었다.

Engle, Hendry and Richard(1983)는 외생성의 개념을 정확하게 사용할 것을 주장하였다. 즉, ‘어떤 변수가 외생적이다’라는 표현은 틀리다고 본다. 정확하게 표현하자면 ‘어떤 변수는 어떤 계수의 통계적 추론(statistical inference)에 대해 외생적이다’라고 해야 한다는 것이다. 따라서 어떤 변수가 특정 계수의 추론에 대해서는 외생적이라고 하더라도 다른 계수의 추론에 대해서는 외생적이지 아닐 수도 있다. 이때 어떤 계수의 추론에 대해 외생적이면 이 변수를 약외생적이라고 부른다. 그리고 이 변수가 특정 계수의 통계적 추론에 대해 약외생적일 때 그 변수의 한계적 분포(marginal distribution)는 특정 계수의 통계적 추론에 도움이 되지 않으므로 이용할 필요가 없을 것이다.<sup>3)</sup>

이하 실증분석 결과에서 제시될 것이기는 하지만, 식(5)에서  $d_i$ 는 공적분관계를 갖지 않는다는 것을 이미 언급하였다. 이제부터 우리가 관심을 가져야 하는 모형은  $e_i$ 와  $k_i$ 로 이루어진 오차수정모형이다. 그런데 만약  $k_i$ 가 약외생적이라면  $k_i$ 는 공적분관계의 추론에 도움이 되지 않는다. 바꾸어 말하면,  $k_i$ 의 한계모형(marginal model)을 하나의 시스템 내에 포함하여 같이 추정한다고 해서 도움이 되지는 않는다는 뜻이다. 즉, 공적분관계의 추론을 위해서는 조건부모형(conditional model)의 추정만으로 충분하게 된다.

오차수정모형에서 특정 변수가 약외생적이기 위한 조건은 Johansen(1992)에 의해 제시되었다. 즉,  $\alpha_2 = 0$ 이면  $k_i$ 는 공적분관계에 대해 약외생적이다. 따라서 이하에서는  $\alpha_2 = 0$ 이라는 가설을 검정함으로써  $k_i$ 의 약외생성을 검정하고자 한다. 실제로 이하의 검정결과에 따르면  $\alpha_2 = 0$ 는 기각할 수 없었다. 이는  $k_i$ 와  $e_i$ 가 공적분관계를 갖는다고 하더라도 이를 추정하기 위하여  $k_i$ 의 한계모형이 반드시 필요한 것은 아니며  $e_i$ 의 조건부모형만으로도 효율적인(efficient)임을 의미한다.

이 결과의 시사점은 적지 않다. 왜냐하면 KOSPI200과 환율이 공적분관계를 갖는다고 하더라도 이 관계로부터 이탈하였을 때 이를 회복하려는 움직임이 KOSPI 200에서는 나타나지 않았다는 것을 의미하기 때문이다. 즉, KOSPI200의 경우 오차수정은 이루어지지 않았다. 하지만 그럼에도 불구하고 두 변수간에 공적분관계가 존재하였던 것은 환율에서 오차수정이 나타났기 때문이다. 따라서 두 변수간의 장기적 균형관계를 의미하는 공적분관계는 환율에 의해 회복되고 유지되어 왔음을 알 수 있다. 요컨대, 두 변수간의 장기적 균형관계는 환율의 움직임에 의해 유지될 수 있었을 뿐이며 KOSPI200은 이를 위해 유의한 움직임을 보이지 못하였던 것이다.

Johansen(1992)은 어떤 변수가 공적분관계에 대해 약외생적일 때 부분시스템(partial system)만으로 공적분관계를 추정할 수 있음을 보였다. 즉, 아래의 식(7)이 부분시스템인데, 이 방정식 하나만으로도 공적분벡터를 추정할 수 있다는 것이다. 이에 관한 간단한 설명은 부록에 정리하였다.

---

3) 또한, 약외생적인 변수로 그랜저인과관계가 없을 경우 그 변수는 강외생성(strong exogeneity)을 갖는다고 말한다.

$$\Delta e_t = \tilde{\mu}_1 + \delta \Delta k_t + \alpha_1 (\beta_1 \quad \beta_2) \begin{pmatrix} e_{t-1} \\ k_{t-1} \end{pmatrix} + (\tilde{\gamma}_{11} \quad \tilde{\gamma}_{12}) \begin{pmatrix} \Delta e_{t-1} \\ \Delta k_{t-1} \end{pmatrix} + \tilde{\varepsilon}_{1t} \quad (7)$$

식(7)의 오차수정항에는  $e_t$  와  $k_t$  만이 포함되어 있는데, 이는  $d_t$  가 공적분관계를 갖지 않기 때문이다. 또한,  $\Delta e_t$  만으로 이루어진 단일방정식(single equation)을 추정하고 있는데, 이는 공적분관계에 대해  $k_t$  가 약외생적이기 때문이다. 이 방정식이 바로 공적분관계 추정을 위한 조건부모형이다.

지금까지 장기적 균형관계를 분석하기 위한 공적분모형에 대해 논의하였다. 하지만 한·미 양국의 주가지수와 환율 간에는 장기적 관계만이 있는 것은 아니다. 수익률 동조화의 측면에서 보면 단기적 관계도 있을 수 있다.

오차수정모형에서 단기적 관계의 분석이란 시차변수의 역할을 살펴 본다는 의미이다.<sup>4)</sup> 시차변수의 추정계수가 유의한 경우 그랜저인과관계를 갖는다고 말한다. 표현을 조금 달리 하면, 이런 변수들은 단기적 순환이 이전되는 특성을 갖는다. 그런데 본 연구는 순환의 이전을 단기동조화로 정의한 바 있으므로 특정 변수가 그랜저인과관계를 갖는다면 단기동조화가 있었다고 해석한다.

다만, 단기동조화의 개념에 대해서는 주의할 필요가 있다. 장기동조화를 공적분관계에 의해 분석한다면 이는 추세의 공유(common trend)를 의미한다. 같은 맥락에서 단기동조화도 순환의 공유(common cycle)라고 정의한다면 Engle and Kozicki(1993)의 common features 분석이 더 적절할 것이다. 다만, 기존 연구에서 변동성의 이전을 변동성 동조화의 개념으로 다루었기 때문에 본 연구는 순환의 이전을 단기동조화로 간주하기로 한다.

물론, 순환의 공유는 그랜저인과관계보다 훨씬 더 강한 개념이므로 본 연구의 단기동조화는 상대적으로 약한 개념에 해당된다. 말하자면 단기동조화는 강한 동조화(common cycle)와 약한 동조화(그랜저 인과관계)로 구분할 수 있으며 본 연구는 후자를 선택하기로 하였다. 사실 여기에는 또 다른 어려움이 있었다. 각국 주식시장의 개장시간 차이에 따른 문제이다.<sup>5)</sup> 따라서, 본 연구는 미국주가지수로부터

4) 오차수정모형에서 시차 차분변수에 관한 이러한 해석은 VAR모형에서와 같은 것이다. 흔히 현물시장과 선물시장 간의 관계를 분석할 때 많이 이용하는데, 이에 관한 유용한 예로는 Pizzi, Economopoulos and O'Neill(1998)을 참고할 수 있다.

터 각국 주가지수로의 그랜저인과관계가 있다면 이를 단기동조화로 해석하고자 한다.

### 3. 예비적 검정결과

본 연구가 3변량모형을 시도한 것은 2변량모형으로는 파악할 수 없는 현상이 있기 때문이다. 2변량모형은 한·미 주가지수만으로 이루어진 모형이며 환율에 의해 주가지수를 조정할 수도 있다. 하지만 환율에 의해 조정하든 또는 조정하지 않든 간에 이는 어디까지나 공적분관계에 관한 제약을 부과하는 것이라는 점을 이해해야 한다. 우선 환율에 의해 조정하지 않는 경우는 식(5)에서  $\beta_1 = 0$ 이라고 제약하는 모형이다. 그리고 환율에 의해 조정하는 경우는  $\beta_1 = \beta_3$ 라고 제약하는 모형이다. 따라

〈표 3〉KOSPI200과 미국주가지수의 2변량모형에 대한 Johansen검정 결과 (2000년 이후)

귀 무 가 설	S&P500		DJIA	
	$\lambda_{trace}$	$\lambda_{max}$	$\lambda_{max}$	$\lambda_{trace}$
환율에 의해 조정하지 않은 경우				
$r \leq 1$	1.63	1.63	1.91	1.91
$r = 0$	4.45	2.93	9.74	7.83
환율에 의해 조정한 경우				
$r \leq 1$	0.94	0.94	1.77	1.77
$r = 0$	7.27	6.33	15.38	13.61
임계치				
$r \leq 1$			3.84	3.84
$r = 0$			12.53	11.44

주 : 1) 검정에는 상수항만을 포함하고 있으며 Schwartz Bayesian Information Criterion 및 Hannan - Quinn Information Criterion에 따라 시차 차분변수를 1개까지 포함시켰음.  
 2) 검정통계량의 임계치는 5% 유의수준의 값으로 Hamilton(1994)를 이용하였음.

5) 공적분분석과 달리 순환분석에는 자료의 시차가 중요하다. 하지만, 한국 등 각국의 자료와 미국자료의 시차를 제거할 수는 없으므로 순환분석에는 어떻게 하더라도 한계가 있을 수 밖에 없다.

서 2변량모형은 어떤 형태로든 공적분관계에 대해 제약을 부과한 모형임을 알 수 있다.

<표 3>에는 환율에 의해 조정하지 않은 경우와 조정한 경우 2변량모형에 대한 Johansen검정결과가 제시되어 있다. 2000년 이후의 자료만을 이용한 것인데, 이는 기존 연구와 표본기간을 일치시키기 위한 것이다. 결과에 따르면, 공적분벡터가 1개 있는 경우는 DJIA를 환율에 의해 조정한 경우뿐이었다. 따라서 이 결과를 단순히 받아들인다면 환율에 의해 조정하는 방법이 더 타당하며 한·미 양국의 주가지수간에는 공적분관계가 존재하였다고 생각할 수도 있다. 하지만 이 결과만으로 KOSPI200과 DJIA 간에 공적분관계가 존재하였다고 볼 수 있을까? 그렇지 않다. 왜냐하면 앞에서 언급한 바와 같이 이 모형에는  $\beta_1 = \beta_3$  라는 제약이 부과되고 있을 뿐만 아니라 이 제약을 당연한 것으로 받아들일 만한 이유도 없기 때문이다. 이에 본 연구는 KOSPI200과 미국주가지수의 공적분관계에 대하여 3변량모형을 이용하여 가설을 검정하고자 한다.

### III. KOSPI200은 미국주가지수와 동조화되었는가?

#### 1. 제약이 없는 공적분모형의 추정

III장의 목표는 2000년 이후 환율에 의해 조정한다면 KOSPI200은 미국주가지수와 동조화되어 있었는가를 분석하는 일이다. 따라서 표본기간은 2000년 이후로 국한하였고, 초점은 환율에 의한 조정이 타당한 것인가를 검정하는 데 있다.

환율, KOSPI200, 미국주가지수로 이루어진 3변량모형을 이용하고 Johansen의 방법에 따라 오차수정모형을 추정한다. 검정에는 상수항만을 포함하고 있으며 시차차분변수는 Schwartz Bayesian Information Criterion 및 Hannan - Quinn Information Criterion에 따라 1개까지 포함하였다.

첫째, 방정식(2)를 이용하여 공적분벡터의 수를 검정한 결과가 <표 4>에 제시되어 있다. 검정결과에 따르면, 5% 유의수준에서 공적분벡터가 없다는 귀무가설은

기각되었으며 공적분벡터가 1개 있다는 귀무가설은 기각할 수 없었다. 따라서 공적분벡터의 수는 1개 있는 것으로 판단된다.

이 결과의 의미는 이러하다. 3개의 변수가 있을 때 공적분벡터의 수가 1개 있다면, 이는 공동의 확률추세가 2개 있음을 의미한다. 즉, KOSPI200과 대미환율, 미국 주가지수에는 2개의 확률적 추세가 있다. 물론 2개의 공동추세를 3개의 변수가 공유하는지, 아니면 2개의 변수가 1개의 공동추세를 갖고 나머지 1개의 변수는 공유되지 않는 추세를 가지고 있을지는 검정해 보아야 할 문제이다. 이는 다음 절의 공적분벡터에 관한 검정에서 다루기로 한다.

둘째, <표 5>에는 공적분벡터를 제외한 다른 계수의 추정치가 제시되어 있다. 주요 관심사 중 하나는 오차수정계수인  $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$ 의 추정치이다. 결과에 따르면,  $\alpha_1$ 은 유의한 (-)의 값을 갖는 것으로 나타났지만  $\alpha_2$ 와  $\alpha_3$ 는 유의하지 않았다. 이 문제는 이른 바 약외생성검정과 관련되어 있으므로 이하에서 다시 다루기로 한다.

셋째, 시차 차분변수의 추정계수인  $\gamma_{ij}$ 의 결과를 보기로 하자. 시차변수를 1개까지 포함하였기 때문에 이로부터 그랜저인과관계를 직접 살펴 볼 수 있다.<sup>6)</sup> 환율의 경우 모든 시차변수가 유의한 것으로 나타났으므로 KOSPI200 및 미국주가지수로부터의 그랜저인과관계가 확인된 셈이다.  $\gamma_{12}$ 와  $\gamma_{13}$ 은 모두 (-)의 값을 갖는 것으로 나타났는데, KOSPI200이 환율에 (-)의 영향을 미친다는 것은 자연스럽게 해석할 수 있지만 미국주가지수가 환율에 (-)의 영향을 미친다는 것은 특이한 것이다. KOSPI200의 경우  $\gamma_{23}$ 만이 유의한 (+)의 값을 갖는 것으로 나타났는데, 이는 미국주가지수로부터의 그랜저인과관계가 (+)의 방향으로 작용하여 왔음을 의미한다. 하지만 미국주가지수의 경우 시차변수 중 유의한 것은 없었다. 환율과 KOSPI200 중 어느 변수도 미국주가지수로의 그랜저인과관계를 갖지는 않았다.

6) 본 논문에서 차분변수의 시차는 정보기준에 의해 결정하였다. 대부분의 경우 시차는 최대 1개까지 필요하였다. 물론, 그랜저인과관계를 검정하기 위하여 시차를 그 이상으로 늘리기도 하였지만 결과의 차이는 없다. 정보기준에서 유의하게 판단되지 않았던 시차의 변수가 그랜저인과관계에서 유의하게 나타나지는 않았던 것이다.

〈표 4〉 환율, KOSPI200, 미국주가지수의 3변량모형에 대한 Johansen검정 결과  
(2000년 이후)

귀 무 가 설		S&P500		DJIA	
		$\lambda_{trace}$	$\lambda_{max}$	$\lambda_{max}$	$\lambda_{trace}$
$r \leq 2$		1.66	1.66	1.52	1.52
$r \leq 1$		5.16	3.50	8.27	6.75
$r = 0$		24.17	19.00	28.28	20.01
임 계 치					
$r \leq 2$				3.84	3.84
$r \leq 1$				12.53	11.44
$r = 0$				24.31	17.89

주 : 1) 검정에는 상수항만을 포함하고 있으며 Schwartz Bayesian Information Criterion 및 Hannan-Quinn Information Criterion에 따라 시차 차분변수를 1개까지 포함시켰음.  
2) 검정통계량의 임계치는 5% 유의수준의 값으로 Hamilton(1994)를 이용하였음.

〈표 5〉 환율, KOSPI200, 미국주가지수의 3변량 오차수정모형의 추정결과  
(2000년 이후)

환 율, KOSPI200, S&P500					
환 율		KOSPI200		S&P500	
$\mu_1$	0.068 (3.21)***	$\mu_2$	-0.008 (0.08)	$\mu_3$	0.091 (1.44)
$\alpha_1$	-0.007 (4.25)***	$\alpha_2$	-0.006 (0.63)	$\alpha_3$	-0.005 (1.01)
$\gamma_{11}$	0.067 (2.49)***	$\gamma_{21}$	0.098 (0.71)	$\gamma_{31}$	0.084 (1.05)
$\gamma_{12}$	-0.028 (4.75)***	$\gamma_{22}$	-0.039 (1.26)	$\gamma_{32}$	0.033 (1.88)
$\gamma_{13}$	-0.037 (3.65)***	$\gamma_{23}$	0.136 (2.60)***	$\gamma_{33}$	-0.056 (1.84)
환 율, KOSPI200, DJIA					
환 율		KOSPI200		DJIA	
$\mu_1$	0.074 (4.17)***	$\mu_2$	0.054 (0.59)	$\mu_3$	0.089 (1.75)
$\alpha_1$	-0.007 (4.18)***	$\alpha_2$	-0.005 (0.58)	$\alpha_3$	-0.008 (1.75)
$\gamma_{11}$	0.066 (2.46)***	$\gamma_{21}$	0.106 (0.77)	$\gamma_{31}$	0.022 (0.28)
$\gamma_{12}$	-0.031 (5.35)***	$\gamma_{22}$	-0.031 (1.04)	$\gamma_{32}$	0.027 (1.62)
$\gamma_{13}$	-0.026 (2.48)***	$\gamma_{23}$	0.120 (2.23)***	$\gamma_{33}$	-0.040 (1.34)

주 : ( ) 안은 t-value의 절대값으로 \*\*\*는 1%, \*\*는 5%, \*는 10% 유의수준에서 유의함을 나타냄.

시차변수의 추정계수는 단기적 관계에 관한 해석을 제공한다. 이에 따르면, 각 변수별로 다음과 같은 단기적 관계가 있어 왔음을 알 수 있다. 우선 환율의 경우 KOSPI200 및 미국주가지수에 영향을 미치지 않았다. 다음으로 KOSPI200은 환율에 대해서만 영향을 미쳐 왔으며 미국주가지수에 대한 영향은 없었다. 끝으로 미국주가지수는 환율과 KOSPI200 모두에 영향을 미쳐 왔다.

이를 한·미 주가지수의 동조화와 관련시켜 정리한다면 이렇게 말할 수 있을 것이다. 단기적인 측면에서 볼 때 미국주가지수는 KOSPI200에 대해 같은 방향으로 수익률이 이전되는 효과가 있었지만 그 반대 방향으로의 이전효과는 없었다. 이미 언급한 바와 같이 미국주가지수로부터의 수익률 이전을 단기동조화로 보기로 하였으므로 본 논문은 한·미 주가지수간에 단기동조화가 있었다고 해석하기로 한다.

물론 이는 단기적 순환과 관련된 문제임에 주의해야 한다. 장기적 추세의 공유 문제는 어디까지나 별개의 것으로 공적분관계에 대한 이하의 검토에서 다루어져야 한다. 하지만 단기적 순환이 이전된다는 의미에서 동조화의 근거를 찾을 수는 있다. 적어도 미국 주식시장의 단기적인 움직임이 한국 주식시장으로 이전되었다는 것은 확인한 셈이다.

## 2. 공적분벡터에 관한 검정

Johansen모형의 추정결과에서 중요하게 다루어야 하는 것은 공적분벡터에 관한 검정이다. 공적분벡터가 1개 있다는 것은 확인되었지만 이 벡터( $\beta_1$   $\beta_2$   $\beta_3$ )에서 0인 값이 있는가 하는 문제가 남아 있다. 이에 대해 식(6)의 우도비검정을 이용하여 얻은 결과가 <표 6>에 제시되어 있다. 이에 따르면,  $\beta_1$  과  $\beta_2$  가 0이라는 귀무가설은 기각되었지만  $\beta_3$  가 0이라는 귀무가설은 기각할 수 없었다. 이는 환율과 KOSPI200 간에는 공적분관계가 있어 왔지만 미국주가지수는 이들과 공적분관계를 갖고 있지 못하다는 것을 의미한다.

3개의 변수가 있으며 공적분벡터가 1개 있을 때 공적분관계에 포함되지 않는 변수가 있다는 것은 다음과 같이 해석한다. 우선 공적분벡터가 1개 있으므로 확률적 추세는 2개 있다. 문제는 2개의 확률적 추세를 3개의 변수가 공유하는가 여부이다.

그런데 공적분관계에 포함되지 않는 변수가 있다는 것은 이 변수가 공유되지 않는 하나의 확률적 추세를 갖고 있다는 뜻이다. 그리고 또 다른 확률적 추세 1개는 공적분관계에 포함된 2개의 변수가 공유한다.

이를 KOSPI200과 환율, 미국주가지수의 결과에 대해 표현하면 다음과 같다. KOSPI200과 환율은 1개의 확률적 추세를 공유하고, 미국주가지수는 이와는 다른 확률적 추세를 1개 갖는다. 즉, KOSPI200 및 대미환율이 갖고 있는 확률적 추세는 미국주가지수가 갖고 있는 확률적 추세와는 다른 것이다. 앞의 <표 3>에서 KOSPI 200과 미국주가지수가 공적분관계를 갖지 않는다고 했던 것의 의미도 이러하다. KOSPI200과 미국주가지수는 각각의 확률적 추세를 가지고 있으며 이 확률적 추세는 공유되지 않는 것이었다. KOSPI200과 미국주가지수는 서로 다른 장기적 움직임, 즉 추세를 가지고 있었다.

이 결과는 동조화에 대하여 다음을 의미하는 것이다. 장기적 관점에서 보면 추세를 공유하지 않으므로 양국 주가지수는 장기적으로 동조화되어 있지 않았다고 보아야 한다.

<표 6> 환율, KOSPI200, 미국주가지수의 공적분벡터에 대한 검정 결과  
(2000년 이후)

귀무가설	S&P500	DJIA
$\beta_1 = 0$	6.90 (0.01)	9.11 (0.00)
$\beta_2 = 0$	6.84 (0.01)	10.21 (0.00)
$\beta_3 = 0$	0.69 (0.41)	0.51 (0.47)

주 : 우도비검정통계량의 분포는 자유도가 1인  $\chi^2$  분포이며 ( ) 안은 p-value임.

하지만 <표 5>의 결과에 따르면, 단기적 차원에서는 수익률 이전효과가 있었던 것으로 나타났다. 이를 <표 6>의 결과와 종합하면 다음과 같이 정리할 수 있다. 장기적 관점에서 보면, KOSPI200과 미국주가지수는 공적분관계를 갖지 않으며 따라서 추세를 공유하지도 않았다. 즉, 장기 동조화는 없었다. 하지만 단기적 관점에서 보면 그렇지 않았다. 미국주가지수에서 KOSPI200으로의 수익률 이전효과는 있었던 것이다. 즉, 단기동조화는 있었다.

종합하면, 한·미 주식시장 간에 장기동조화가 있었다고 보기는 어렵지만 단기 동조화는 있었다. 추세는 공유되지 않았지만 순환은 이전되었기 때문이다. 어쨌든 본 연구에서 얻은 중요한 결과는 한·미 주식시장의 동조화를 단순하게 묘사할 수 없다는 데 있다. 즉, 동조화를 수익률의 측면에서 살펴 본다고 하더라도 문제가 그렇게 단순한 것은 아니다.

다음으로 KOSPI200과 환율이 공적분관계를 갖는다는 점에 주목하기로 하자. 앞의 <표 3>에서 제시된 2변량모형의 결과에 따르면, 환율에 대해 조정한 경우 KOSPI 200과 DJIA는 공적분관계를 갖는 것으로 나타났다. 하지만 이 결과에 대해 의문을 제기한 바 있는데, 이 의문이 타당한 것이었음을 <표 6>의 결과는 확인하여 준다. 첫째로, KOSPI200과 미국주가지수는 공적분관계를 갖지 않는다는 점, 둘째로, KOSPI 200과 환율은 공적분관계를 갖는다는 점, 셋째로, 그렇기 때문에 DJIA를 환율에 의해 조정한다면 마치 공적분관계가 있는 것처럼 보일 수도 있다는 점을 알 수 있다.<sup>8)</sup> <표 3>에서 환율에 의해 조정된 DJIA가 KOSPI200과 공적분관계를 갖는 것처럼 나타났던 것은 어디까지나 환율이 KOSPI200과 공적분관계를 갖고 있기 때문이다. 하지만 3변량모형을 이용하였을 경우 DJIA가 KOSPI200과 공적분관계를 갖지 않는다는 것은 명확해진다.

<표 7> 부분모형 1에 대한 추정 결과(2000년 이후)

S&P500				DJIA			
$\beta_1$	1.00	$\alpha_1$	-0.008 (-4.28)***	$\beta_1$	1.00	$\alpha_1$	-0.006 (-3.99)***
$\beta_2$	0.42	$\alpha_2$	-0.005 (-0.54)	$\beta_2$	0.52	$\alpha_2$	-0.011 (-1.42)

주 : 1) 부분모형 1은 DJIA가 공적분 관계를 갖지 않는다는 제약이 부과된 모형임.

2) 공적분벡터는  $\beta_1$ 에 대하여 정규화하였으며 오차수정계수의 () 안은 t-value로 \*\*\*는 1%, \*\*는 5%, \*는 10% 유의수준에서 유의함을 나타냄.

- 7) 물론 그 반대방향으로의 단기적 이전효과는 관찰되지 않았다. 수익률 이전의 방향이 미국시장에서 한국시장으로 향하고 있다는 것은 자연스러운 것이라고 생각했기 때문에 이미 언급한 바와 같이 이하에서도 단기적 순환의 이전이란 미국주가지수에서 각국 주식시장으로 향하고 있는 것을 의미하는 것으로 한다.
- 8) 이 해석에 반론을 제기할 수도 있다. 하지만 이렇게 생각해 보면 명확해진다. 만약 주가지수200과 아무런 동조화를 보이지 않는 자료도 대미환율에 의해 조정하고 하면 그 결과 주가지수200과 공적분관계를 갖는 것처럼 나타나게 될 것이다. 이런 경우에도 동조화를 주장할 수는 없을 것이다.

끝으로 <표 7>에는  $\beta_3 = 0$ 이라는 제약 하에 추정된 공적분벡터와 오차수정계수의 추정치가 제시되어 있다. ‘부분모형(partial system) 1’이라고 표현되어 있는데, 미국주가지수가 공적분관계를 갖지 않음을 확인한 이상 이 모형에 포함할 필요는 없다. 따라서 이 모형은 환율과 KOSPI200만으로 이루어진 2변량모형이 된다. 이에 따르면, KOSPI200의 경우 오차수정계수는 유의하지 않은 것으로 보이는데, 이는 약외생성검정과 관련되어 있으므로 이하에서 다루기로 한다. 다만, 환율의 경우 오차수정계수는 유의한 (-)의 값을 갖는 것으로 나타났는데 타당하게 해석할 수 있는 결과이다. 즉, 환율이 장기적 균형보다 큰 값이면 오차수정을 통해 하락 움직임이 나타난다는 것을 의미하기 때문이다.

### 3. KOSPI200의 약외생성 검정

이제 다루어야 할 문제는 KOSPI200과 환율의 경우 약외생성의 문제이다. 즉, 공적분관계에 대해서 약외생적인 변수가 있는가 하는 점이다.

이에 대해서는 이미 <표 7>에 대한 설명에서 언급한 바 있다. 즉,  $\alpha_2$ 의 t값이 작은 것으로 나타났으므로 0이 아니라고 볼 수는 없었다. 여기에서는 Johansen의 방법에 따라 식(6)의 우도비검정을 이용하여 다시 한번 더 검정하기로 한다. 이 결과는 <표 8>에 제시되어 있다. 이에 따르면,  $\alpha_1 = 0$ 이라는 귀무가설은 기각하지만  $\alpha_2 = 0$ 이라는 귀무가설은 기각할 수 없었다. 이는 KOSPI200이 공적분관계를 추정하는데 있어 약외생적이라는 것을 의미한다.

이는 공적분관계를 알고자 할 때 KOSPI200의 한계모형은 도움이 되지 않는다는 뜻이다. 실제로 이하의 <표 9>에는 KOSPI200의 한계모형을 배제하고 환율만으로 설정된 조건부모형, 즉 ‘부분모형 2’를 추정한 결과가 제시되어 있는데, 이 결과는 <표 7>의 결과와 큰 차이가 없음을 알 수 있다. Johansen(1992)에 따르면, 이 모형만으로도 KOSPI200과 환율의 공적분관계는 효율적(efficient)으로 추정할 수 있다.

〈표 8〉 KOSPI200과 환율의 약외생성에 대한 검정 결과(2000년 이후)

귀무가설	S&P500	DJIA
$\alpha_1 = 0$	10.35 (0.00)	12.58 (0.00)
$\alpha_2 = 0$	0.02 (0.90)	1.61 (0.20)

주 : 검정통계량의 분포는 자유도가 1인  $\chi^2$  분포이며 ( ) 안은 p-value임.

〈표 9〉 부분모형 2에 대한 추정 결과(2000년 이후)

S&P500				DJIA			
$\beta_1$	1.000	$\alpha_1$	-0.008 (-4.30)***	$\beta_1$	1.000	$\alpha_1$	-0.007 (-4.12)***
$\beta_2$	0.369			$\beta_2$	0.434		

주 : 1) 부분모형 2는 DJIA가 공적분 관계를 갖지 않으며 KOSPI200은 공적분벡터에 대해 약외생적이라는 제약이 부과된 모형임.

2) 공적분벡터는  $\beta_1$ 에 대하여 정규화하였으며 오차수정계수의 ( ) 안은 t-value로 \*\*\*는 1%, \*\*는 5%, \*는 10% 유의수준에서 유의함을 나타냄.

이 결과가 갖는 시사점은 중요하다. 간단하게 요약하면, KOSPI200과 환율의 움직임이 공적분관계에서 이탈하였을 때, 환율의 경우에는 오차수정이 이루어지지만 KOSPI200의 경우에는 오차수정이 이루어지지 않았다는 것을 의미하기 때문이다. 즉, 장기적 균형관계에서 이탈하였을 때 이를 회복하려는 움직임이 KOSPI200에서는 나타나지 않았다는 것이다. 그럼에도 불구하고 두 변수간에 장기적 균형관계가 존재하였던 것은 환율에서 오차수정이 발생하여 장기적 균형관계가 회복되고 유지되어 왔기 때문이다. 요컨대, 두 변수간의 장기적 균형관계는 환율의 움직임에 의해 유지될 수 있었을 뿐이며 KOSPI200은 이를 위해 유의한 움직임을 보이지 못하였던 것이다.

#### 4. 시기별 변화와 강건성 검정

장기동조화 부재와 단기동조화라는 결과에 대해 세 가지 방법으로 강건성 검정을 시도하였다. 첫째, 한국주가지수로 종합주가지수나 코스닥지수, 미국주가지수

로 NASDAQ지수를 이용하였지만 결과는 달라지지 않았다. 둘째, 2000년 이후 주별 자료와 월별 자료를 이용하였지만 역시 결과는 달라지지 않았다. 셋째, 1990년대의 자료를 이용하였는데 장기동조화는 역시 없었던 것으로 나타났다. 주목할 만한 것은 단기동조화도 없었던 것으로 나타났다는 점이다. 이 결과에 대해서는 조금 더 언급하기로 한다.

<표 10> KOSPI200과 미국주가지수에 대한 검정 결과

귀무가설	S&P500			DJIA		
	$\lambda_{trace}$	$\lambda_{max}$	$\Delta \log(US_{t-1})$	$\lambda_{trace}$	$\lambda_{max}$	$\Delta \log(US_{t-1})$
KOSPI200(1990.1.4~2005.11.3)						
$r \leq 1$	1.86	1.86	0.07 (2.10)	1.62	1.62	0.06 (1.81)
$r = 0$	5.73	3.87		5.68	4.06	
KOSPI200(1990.1.4~1999.12.3)						
$r \leq 1$	0.93	0.93	0.03 (0.69)	0.10	0.10	0.03 (0.61)
$r = 0$	7.42	6.49		7.33	7.23	
KOSPI200(2000.1.4~2005.11.3)						
$r \leq 1$	1.63	1.63	0.14 (2.62)	1.91	1.91	0.12 (2.23)
$r = 0$	4.45	2.93		9.74	7.83	
임계치	$\lambda_{trace}$			$\lambda_{max}$		
$r \leq 1$	3.84			3.84		
$r = 0$	12.53			11.44		

주 : 1) 검정에는 drift만을 포함하고 있으며 Schwartz Bayesian Information Criterion 및 Hannan - Quinn Information Criterion에 따라 시차 차분변수를 1개까지 포함시켰음.  
 2) 검정통계량의 임계치는 5% 유의수준의 값으로 Hamilton(1994)를 이용하였음.

<표 10>에는 표본기간을 1990~2005년으로 한 경우와 1990~1999년과 2000~2005년으로 구분한 경우의 검정결과가 제시되어 있다. 모든 경우에 공적분관계는 검증되지 않았으므로 장기동조화는 관찰되지 않았다. 하지만 단기동조화를 의미하는 그랜저인과관계에는 시기별로 차이가 있었다. 1990~1999년에는 미국주가지수로부터 KOSPI200으로의 인과관계가 나타나지 않았지만 2000~2005년에는 인과관계가 나타났다. 따라서 1990년대에는 단기동조화도 없었다는 뜻이다. 단기동조화

도 2000년대 이후에 나타나는 현상이었던 셈이다.

이런 의미에서 한·미 주식시장의 동조화는 분명히 진전되어 왔던 것으로 볼 수 있다. 1990년대는 단기동조화조차도 없었지만 2000년대에는 단기동조화가 관찰되었기 때문이다. 이것이 바로 국내 투자자들이 최근 몇 년 전부터 실감하여 왔던 미국 주식시장의 영향이다. 하지만 여전히 한계는 있다. 2000년대에도 장기동조화는 관찰되지 않았기 때문이다. 따라서 국내 투자자들이 미국 주식시장의 영향을 장기적으로도 실감하지는 않았을 것이다. 결국 동조화의 관점에서 볼 때, 미국 주식시장의 영향은 최근에 와서야, 그것도 단기적인 차원에서나 나타난 현상이다.

#### IV. 해외 주가지수의 동조화와의 비교

Ⅲ장에서는 한국 주가지수와 미국 주가지수의 동조화를 분석한 바 있다. 주요 결과를 요약하면, 장기동조화는 이루어지지 않았고 단기동조화도 2000년 이후에야 나타났다는 점이다. 이와 같은 한·미 주식시장의 동조화가 어느 정도의 수준인가를 평가하기 위해 국제비교를 수행하기로 한다. 즉, 한·미 주식시장에 대한 <표 10>의 분석을 해외 주가지수에도 적용하고 그 결과를 비교한다. 검정의 초점은 Johansen 검정과 그랜저인과관계검정이다. <표 10>에서와 같이 Johansen검정에는 drift만을 포함하고 있으며 Schwartz Bayesian Information Criterion 및 Hannan - Quinn Information Criterion에 따라 시차 차분변수를 1개까지 포함시켰다.

<표 11>은 1990년~2005년 동안 표본을 구할 수 있었던 주식시장에 대한 분석결과가 제시되어 있다. 아시아 3개 주가지수와 유럽 5개 주가지수를 대상으로 하였으며, <표 11>에 언급된 바와 같이 일부 주가지수의 경우 1990년 이후부터 자료를 구할 수 있었다. 한편, <표 12>는 1990년~1999년, <표 13>은 2000년~2005년의 자료를 이용하였다. <표 12>는 아시아 3개 주가지수와 유럽 5개 주가지수를 대상으로 하였으며 <표 13>은 아시아 7개 주가지수와 유럽 6개 주가지수를 대상으로 하였다. 따라서 두 하위기간 모두 자료가 있는 주식시장에 대해서는 시기별 변화를 살펴 볼 수 있을 것이다.

전기간의 자료를 이용한 <표 11>의 결과에 따르면, 대부분의 주가지수는 미국주가지수와 공적분관계를 갖고 있지 않은 것으로 나타났다. 공적분관계가 관찰된 것은 프랑스 CAC40과 독일 DAXI뿐이었다. 물론 이들 주가지수도 DJIA과는 공적분관계를 갖지 않았던 것으로 나타났으며 공적분관계는 S&P500과 갖는 것으로 나타났다. 따라서 이 기간 동안 장기동조화를 보였던 주가지수는 제한되어 있는데, 미국 S&P500과 프랑스 CAC40 및 독일 DAXI 정도였던 것으로 보인다.

반면에  $\Delta \log(US_{t-1})$ 의 추정계수는 모든 경우에 유의하였다. 이는 미국주가지수로부터 각국 주가지수로 그랜저인과관계가 있다는 것을 의미한다. 즉, 단기동조화는 있었던 것으로 볼 수 있다. 주목할 것은 추정계수의 값이 0.29~0.59에 이르고 있다는 점이다. 이는 한·미 주가지수에 대한 <표 10>의 추정치 0.06과 0.07에 비하면 상당히 큰 값이다. 이들 주식시장과 비교할 때 한·미 주식시장의 단기동조화가 그리 높은 수준은 아니었음을 시사한다.

한편, <표 12>에는 1990년~1999년의 결과가 제시되어 있다. 결과에 따르면, 미국 주가지수와 공적분관계를 갖는 주가지수는 일본 NIKKEI225, 홍콩 항생지수, 영국 FTSE100이었다. <표 11>의 결과와 차이가 있는데, 이는 표본기간의 선정에 따른 차이가 있음을 시사하는 것이다. 즉, 공적분관계에는 시기별로 차이가 있었던 셈이다.

한편,  $\Delta \log(US_{t-1})$ 의 추정계수는 모든 경우에 유의하였고 그 값은 0.23~0.69에 이르고 있다. 이는 미국 주가지수로부터 각국 주가지수로의 그랜저인과관계를 지지하며 단기동조화가 있었음을 의미한다. 같은 기간 한·미 주가지수간에는 그랜저인과관계가 나타나지 않았으므로 주목할 만한 결과이다.

흥미로운 것은 2000년 이후를 대상으로 한 <표 13>의 결과이다. 여기에는 보다 많은 나라의 주가지수를 이용한 결과가 제시되어 있다. 결과에 따르면, 우선 아시아 주가지수의 경우 미국주가지수와 공적분관계를 갖는 경우는 일본의 NIKKEI225, 홍콩 항생지수뿐이었다. 반면, 유럽 주가지수의 대부분에서 미국주가지수와 공적분관계가 관찰되었다. 유럽 주가지수의 경우 공적분관계가 관찰되지 않은 것은 영국 FTSE100, 네덜란드 AEX지수뿐이었다.

〈표 11〉 각국 주가지수와 미국주가지수에 대한 Johansen검정 결과(전기간)

귀무가설	S&P500			DJIA		
	$\lambda_{trace}$	$\lambda_{max}$	$\Delta \log(US_{t-1})$	$\lambda_{trace}$	$\lambda_{max}$	$\Delta \log(US_{t-1})$
일본 NIKKEI225(1990.1.4~2005.11.3)						
$r \leq 1$	2.34	2.34	0.45 (19.47)	2.54	2.54	0.41 (17.30)
$r = 0$	11.38	9.04		12.14	9.60	
홍콩 항셱지수(1990.1.2~2005.11.3)						
$r \leq 1$	2.06	2.06	0.59 (24.59)	2.56	2.56	0.56 (22.97)
$r = 0$	9.72	7.66		10.83	8.27	
대만 TSEC지수(1997.7.2~2005.11.3)						
$r \leq 1$	3.19	3.19	0.34 (10.99)	4.45	4.45	0.34 (10.89)
$r = 0$	11.67	8.49		13.07	8.62	
영국 FTSE100(1990.1.2~2005.11.3)						
$r \leq 1$	1.31	1.31	0.35 (20.69)	1.38	1.38	0.32 (18.52)
$r = 0$	10.41	9.11		7.46	6.08	
프랑스 CAC40(1990.3.1~2005.11.3)						
$r \leq 1$	4.08	4.08	0.42 (18.21)	3.45	3.45	0.38 (16.19)
$r = 0$	17.14	13.06		10.58	7.13	
독일 DAX(1990.11.26~2005.11.3)						
$r \leq 1$	3.66	3.66	0.43 (16.40)	3.20	3.20	0.41 (15.54)
$r = 0$	14.95	11.29		8.73	5.54	
네덜란드 AEX지수(1992.10.12~2005.11.3)						
$r \leq 1$	1.43	1.43	0.49 (20.18)	1.30	1.30	0.46 (18.38)
$r = 0$	7.91	6.49		6.04	4.74	
덴마크 KFX지수(1993.1.26~2005.11.3)						
$r \leq 1$	3.29	3.29	0.30 (16.80)	4.32	4.32	0.29 (15.71)
$r = 0$	11.44	8.14		12.02	7.71	
임계치	$\lambda_{trace}$			$\lambda_{max}$		
$r \leq 1$	3.84			3.84		
$r = 0$	12.53			11.44		

주 : 1) 검정에는 drift만을 포함하고 있으며 Schwartz Bayesian Information Criterion 및 Hannan - Quinn Information Criterion에 따라 시차 차분변수를 1개까지 포함시켰음.  
 2) 검정통계량의 임계치는 5% 유의수준의 값으로 Hamilton(1994)를 이용하였음.

〈표 12〉 각국 주가지수와 미국주가지수에 대한 Johansen검정 결과  
(2000년 이전)

귀무가설	S&P500			DJIA		
	$\lambda_{trace}$	$\lambda_{max}$	$\Delta \log(US_{t-1})$	$\lambda_{trace}$	$\lambda_{max}$	$\Delta \log(US_{t-1})$
일본 NIKKEI225(1990.1.4~1999.12.30)						
$r \leq 1$	0.08	0.08	0.44 (12.90)	0.02	0.02	0.42 (12.24)
$r = 0$	14.07	13.99		13.59	13.58	
홍콩 항셱지수(1990.1.2~1999.12.30)						
$r \leq 1$	2.81	2.81	0.46 (16.32)	0.00	0.00	0.69 (18.49)
$r = 0$	16.41	13.60		6.96	6.96	
대만 TSEC지수(1997.7.2~1999.12.28)						
$r \leq 1$	1.27	1.27	0.31 (5.54)	1.02	1.02	0.35 (6.26)
$r = 0$	5.80	4.53		5.35	4.33	
영국 FTSE100(1990.1.2~1999.12.30)						
$r \leq 1$	0.86	0.86	0.31 (14.13)	0.47	0.47	0.27 (12.25)
$r = 0$	18.28	17.43		16.12	15.65	
프랑스 CAC40(1990.3.1~1999.12.30)						
$r \leq 1$	0.60	0.60	0.37 (12.50)	1.03	1.03	0.33 (11.14)
$r = 0$	7.72	7.12		6.72	5.69	
독일 DAXI(1990.11.26~1999.12.30)						
$r \leq 1$	0.00	0.00	0.51 (17.31)	0.24	0.24	0.48 (16.34)
$r = 0$	9.58	9.58		9.14	8.90	
네덜란드 AEX지수(1992.10.12~1999.12.30)						
$r \leq 1$	0.11	0.11	0.45 (14.80)	0.02	0.02	0.40 (12.96)
$r = 0$	8.48	8.37		10.65	10.63	
덴마크 KFX지수(1993.1.26~1999.12.30)						
$r \leq 1$	0.16	0.16	0.26 (10.25)	0.09	0.09	0.23 (8.98)
$r = 0$	5.38	5.22		6.24	6.15	
임계치	$\lambda_{trace}$			$\lambda_{max}$		
$r \leq 1$	3.84			3.84		
$r = 0$	12.53			11.44		

주 : 1) 검정에는 drift만을 포함하고 있으며 Schwartz Bayesian Information Criterion 및 Hannan - Quinn Information Criterion에 따라 시차 차분변수를 1개까지 포함시켰음.  
2) 검정통계량의 임계치는 5% 유의수준의 값으로 Hamilton(1994)를 이용하였음.

〈표 13a〉 각국 주가지수와 미국주가지수에 대한 Johansen검정 결과  
(2000년 이후)

귀무가설	S&P500			DJIA		
	$\lambda_{trace}$	$\lambda_{max}$	$\Delta \log(US_{t-1})$	$\lambda_{trace}$	$\lambda_{max}$	$\Delta \log(US_{t-1})$
일본 NIKKEI225(2000.1.4~2005.11.3)						
$r \leq 1$	3.07	3.07	0.44 (14.26)	4.02	4.02	0.38 (11.87)
$r = 0$	18.26	15.18		18.00	13.98	
홍콩 항셱지수(2000.1.4~2005.11.3)						
$r \leq 1$	2.81	2.81	0.46 (16.32)	2.33	2.33	0.44 (14.90)
$r = 0$	16.41	13.60		16.75	14.42	
대만 TSEC지수(1997.7.2~2005.11.3)						
$r \leq 1$	3.32	3.32	0.36 (9.56)	5.37	5.37	0.34 (8.79)
$r = 0$	9.98	6.67		15.11	9.75	
인도네시아 JKSE지수(2000.1.4~2005.11.3)						
$r \leq 1$	0.02	0.02	0.13 (4.24)	0.00	0.00	0.12 (3.70)
$r = 0$	4.15	4.13		7.75	7.75	
말레이시아 KLSE지수(2000.1.4~2005.11.3)						
$r \leq 1$	1.74	1.74	0.18 (8.30)	2.19	2.19	0.17 (7.46)
$r = 0$	5.54	3.81		11.65	9.46	
이스라엘 TA100(2000.1.4~2005.11.3)						
$r \leq 1$	0.11	0.11	0.15 (4.55)	0.03	0.03	0.13 (3.73)
$r = 0$	5.51	5.40		11.04	11.01	
인도 BSESN(2000.1.4~2005.11.3)						
$r \leq 1$	0.11	0.11	0.18 (5.15)	0.03	0.03	0.14 (3.76)
$r = 0$	5.27	5.15		9.14	9.12	
임계치	$\lambda_{trace}$			$\lambda_{max}$		
$r \leq 1$	3.84			3.84		
$r = 0$	12.53			11.44		

주 : 1) 검정에는 drift만을 포함하고 있으며 Schwartz Bayesian Information Criterion 및 Hannan - Quinn Information Criterion에 따라 시차 차분변수를 1개까지 포함시켰음.  
2) 검정통계량의 임계치는 5% 유의수준의 값으로 Hamilton(1994)를 이용하였음.

〈표 13b〉 각국 주가지수와 미국주가지수에 대한 Johansen검정 결과  
(2000년 이후)

귀무가설	S&P500			DJIA		
	$\lambda_{trace}$	$\lambda_{max}$	$\Delta \log(US_{t-1})$	$\lambda_{trace}$	$\lambda_{max}$	$\Delta \log(US_{t-1})$
영국 FTSE100(2000.1.4~2005.11.3)						
$r \leq 1$	3.19	3.19	0.39 (14.02)	3.11	3.11	0.37 (13.02)
$r = 0$	13.67	10.48		11.84	8.72	
프랑스 CAC40(2000.1.4~2005.11.3)						
$r \leq 1$	3.34	3.34	0.48 (12.99)	1.95	1.95	0.44 (11.54)
$r = 0$	14.92	11.58		11.53	9.58	
독일 DAXI(2000.1.4~2005.11.3)						
$r \leq 1$	3.95	3.95	0.35 (7.54)	2.33	2.33	0.34 (7.06)
$r = 0$	19.83	15.88		17.03	14.70	
네덜란드 AEX지수(2000.1.4~2005.11.3)						
$r \leq 1$	4.60	4.60	0.52 (13.57)	2.41	2.41	0.50 (12.57)
$r = 0$	13.13	8.53		12.46	10.06	
이탈리아 MBITEL(2000.1.4~2005.11.3)						
$r \leq 1$	2.50	2.50	0.25 (8.34)	1.61	1.61	0.24 (7.78)
$r = 0$	23.90	21.40		13.50	11.90	
덴마크 KFX지수(2000.1.4~2005.11.3)						
$r \leq 1$	2.13	2.13	0.33 (12.80)	1.07	1.07	0.33 (12.17)
$r = 0$	13.86	11.74		22.02	20.95	
임계치	$\lambda_{trace}$			$\lambda_{max}$		
$r \leq 1$	3.84			3.84		
$r = 0$	12.53			11.44		

주 : 1) 검정에는 drift만을 포함하고 있으며 Schwartz Bayesian Information Criterion 및 Hannan-Quinn Information Criterion에 따라 시차 차분변수를 1개까지 포함시켰음.  
2) 검정통계량의 임계치는 5% 유의수준의 값으로 Hamilton(1994)를 이용하였음.

한편,  $\Delta \log(US_{t-1})$ 의 추정계수는 모든 주가지수에서 유의한 것으로 나타났다. 다만, 추정계수의 크기는 주식시장별로 차이가 있었다. 일본의 NIKKEI225, 홍콩 항셱지수, 대만의 TSEC와 유럽 주가지수의 경우 0.23~0.52의 값을 갖는 것으로 나타났다. 반면에 그 이외의 아시아 주식시장의 경우 0.12~0.18의 값을 갖는 것으로 나타났다. 물론 이 차이에는 각국 주식시장의 개장시간이 다르다는 점이 작용하였을 것이다. 공적분관계의 추정과 달리 시차변수를 추정할 때에는 개장시간의 차이로 인한 효과를 무시할 수 없기 때문이다. 따라서 우리나라시장과 유럽시장의 결과를 직접 비교하는 데에는 무리가 있다. 따라서 주목해야 할 것은 개장시간이 비슷하다고 판단되는 아시아 주가지수의 결과이다. <표 10>에 제시된 한·미 주가지수에 의한 결과에 따르면,  $\Delta \log(US_{t-1})$ 의 추정계수는 0.12와 0.14였다. 이 값은 일본의 NIKKEI225, 홍콩 항셱지수, 대만의 TSEC를 제외한 아시아 주식시장에서 얻은 결과와 비슷한 크기이다. 즉, 한·미 주식시장의 단기동조화 정도는 이들 아시아 주식시장과 비슷한 수준임을 시사하는 것이다.

이상의 결과를 정리하면 다음과 같다. 첫째, 미국 주식시장과의 공적분관계로 정의되는 장기동조화는 표본기간에 따라 큰 차이를 보였다. 주식시장별로 특징을 요약하면 다음과 같다. 일본의 NIKKEI225, 홍콩 항셱지수의 경우 표본기간을 구분할 경우 각 하위기간에는 공적분관계가 관찰되었지만 전기간을 대상으로 한 경우에는 그렇지 않았다. 영국 FTSE100의 경우 1990년대에는 공적분관계가 관찰되었지만 2000년대에는 그렇지 못했고 전기간을 대상으로 한 경우에도 공적분관계는 관찰되지 않았다. 프랑스 CAC40과 독일 DAXI의 경우 1990년대에는 공적분관계가 나타나지 않았지만 2000년대에는 공적분관계가 관찰되었으며 이는 전기간을 대상으로 한 결과에서도 관찰되었다. 이외의 유럽 주식시장에서는 2000년대 이후부터 공적분관계가 나타났던 것으로 보인다. 끝으로 일본의 NIKKEI225, 홍콩 항셱지수를 제외한 아시아 주가지수에서는 공적분관계가 관찰되지 않았다. 물론 이 결과는 2000년대 이후 자료만을 이용한 결과이다.

둘째, 미국주식시장으로부터의 그랜저인과관계로 정의되는 단기동조화는 모든 주가지수와 모든 기간에 관찰되었다. 물론 일본의 NIKKEI225, 홍콩 항셱지수, 대만의 TSEC를 제외한 아시아 주가지수와 이탈리아 MBITEL의 경우 표본기간이

2000년대 이후였으므로 이들 주식시장에 대해서는 이 기간에 단기동조화가 있었다고 해석해야 할 것이다. 주목할 것은 미국주가지수와 의 단기동조화에도 정도의 차이가 있었다는 점이다. 유럽 주식시장과의 개장시간 차이를 고려하여 아시아 주식시장의 결과만을 이용한다고 하더라도 한·미 주식시장의 단기동조화 정도는 그다지 높은 편이 아니었다. 즉, 일본의 NIKKEI225, 홍콩 항셱지수, 대만의 TSEC의 경우 유럽 주가지수 정도의 단기동조화를 보여 주었지만 그 이외의 아시아 주가지수의 경우 상대적으로 낮은 단기동조화를 보여 주었고, 이는 우리나라 주식시장의 단기동조화수준과 비슷한 편이었다.

따라서 한·미 주식시장의 동조화수준을 평가하면 다음과 같이 요약할 수 있을 것이다. 장기동조화의 관점에서 보면, 우리나라의 동조화수준은 높은 편이 아니었다. 즉, 유럽 주가지수의 대부분과 일본의 NIKKEI225, 홍콩 항셱지수의 경우 표본기간에 따라 장기동조화가 관찰되었지만 우리나라의 KOSPI200에서는 그렇지 않았기 때문이다. 비교하자면, 한·미 주식시장의 장기동조화는 대부분의 아시아 주식시장과 비슷한 수준에 있었다. 또한, 단기동조화의 관점에서 보더라도 우리나라의 동조화수준은 그다지 높은 편이 아니었다. 1990년대에는 단기동조화가 아예 관찰되지 않았을 뿐만 아니라 2000년대에도 일본의 NIKKEI225, 홍콩 항셱지수, 대만의 TSEC보다는 약한 편이었다. 역시 비교하자면, 이들 주식시장을 제외한 대부분의 아시아 주식시장과 비슷한 수준에 있었다.

## V. 결 론

본 연구는 우리나라 KOSPI200과 미국 주가지수를 대상으로 동조화현상을 분석하고 평가하였다. 이를 위하여 주식시장의 수익률 동조화를 장기동조화와 단기동조화로 구분하였다. 장기동조화 및 단기동조화의 관점에서 한·미 주식시장의 동조화 정도를 추정할 수 있었는데, 이를 객관적으로 평가하기 위하여 세계 주요시장의 동조화 정도와 비교하는 방법을 이용하였다.

주요 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째 KOSPI200과 대미환율, 미국 주가지수를 이용한 3변량모형에서 공적분관계

를 추정하였을 때 미국주가지수는 공적분관계를 갖지 않는 것으로 나타났지만 KOSPI200과 대미환율 간에는 공적분관계가 있었다. 이는 환율에 의해 조정된 자료를 이용하는 경우 관찰되었던 KOSPI200과 미국주가지수 간의 공적분관계가 사실은 환율의 역할 때문이었음을 의미하는 것이다. 또한, KOSPI200과 대미환율 간 공적분관계에서도 KOSPI200은 약외생적임을 알 수 있었다. 이는 환율의 오차수정이 공적분관계를 유지하였음을 의미하는 것으로 KOSPI200이 외환시장과 장기적 관계를 갖고 있었다고 하더라도 KOSPI200의 역할은 제한적인 것이었음을 시사한다.

둘째, 공적분관계로 정의한 바 있는 장기동조화의 관점에서 볼 때, 우리나라의 동조화수준은 높은 편이 아니었다. 즉, 우리나라의 KOSPI200은 미국주가지수와 공적분관계를 갖지 않았기 때문에 장기동조화는 없었던 것으로 보아야 한다. 하지만 유럽 주가지수의 대부분과 일본의 NIKKEI225, 홍콩 항셱지수의 경우 표본기간에 따라 공적분관계가 관찰되었다. 따라서 이들 주식시장과 비교할 때 우리나라 주식시장의 장기동조화 수준은 높은 편이 아니었던 셈이다. 굳이 비교하자면, 한·미 주식시장의 장기동조화 수준은 미국 주가지수와 공적분관계를 갖지 않았던 대만 등 대부분의 아시아 주식시장과 비슷한 수준에 있었다.

셋째, 미국주가지수로부터의 그랜저인과관계로 정의한 바 있는 단기동조화의 관점에서 볼 때에도 우리나라의 동조화수준은 그다지 높은 편이 아니었다. 1990년대에는 미국주가지수로부터의 그랜저인과관계가 관찰되지 않았고, 2000년대에도 낮은 정도의 그랜저인과관계가 관찰되었다. 해외 주식시장의 단기동조화수준과 비교하면, 일본의 NIKKEI225, 홍콩 항셱지수, 대만의 TSEC보다는 약하고, 그 이외의 아시아 주식시장과 비슷한 정도였을 뿐이다.

어쨌든, 한·미 주식시장의 동조화는 그 성격을 보다 더 드러낸 셈이다. 장기적 추세를 공유하지 않는다는 의미에서 장기적으로 동조화되어 있지 않았고, 단기적 순환이 이전된다는 의미에서 단기적으로는 동조화되어 있었다. 어쨌든, 국내의 투자자들이 미국 주식시장의 영향을 중요한 것으로 받아들이는 것은 일리있는 현상이다. 다만, 그 성격이 단기적인 것에 그치고 있음을 알아야 한다. 그리고 해외 주식시장과 비교할 때 우리나라 주식시장의 동조화는 그다지 높은 수준이 아님도 알아야 한다. 굳이 비교하면, 일본 및 홍콩 주식시장을 제외한 아시아 시장과 비슷한 수준일 뿐이다.

장기적인 움직임이 공유되지 못하였다는 것은 동조화가 지닌 분명한 한계인지도 모른다. 우리나라 주식시장이 가진 기본적 성격과 결부될 수 있다면 해외 주식시장과의 동조화에 관한 연구는 국내 주식시장의 연구에 힌트를 제공할지도 모른다. 이는 향후의 과제로 남겨 두기로 한다.

## 참고문헌

- 김인무·김찬웅, 「한국, 일본, 미국 주식시장의 정보전달 : KOSDAQ, JASDAQ, NASDAQ과 거래소 시장을 중심으로」, 『증권학회지』 제28집, 2001, pp.481-513.
- 김찬웅·문규현·홍정효, 「나스닥시장의 코스닥 및 자스닥시장에 대한 정보이전 효과에 관한 연구」, 『재무관리연구』 제20권 제1호, 2003, pp.163-190.
- 김창수, 「각국의 경기 동조화와 자본시장」, 『증권학회지』 제31집, 2002, pp.33-70.
- 김태혁·강석규, 「나스닥증권시장이 한국증시의 가격변동성에 미치는 영향」, 『증권학회지』 제30집, 2002, pp.363-389.
- 남주하·김상봉, 「미국 주식시장의 동아시아 주식시장으로의 비대칭적 변동성 이전효과 분석」, 『국제경제연구』 제9권 제2호, 2003, pp.119-148.
- \_\_\_\_\_. 윤기향, 「미국 주식시장에서 한국 주식시장으로의 변동성 이전효과 분석」, 『국제경제연구』 제7권 제3호, 2001, pp.23-45.
- 문규현·홍정효, 「아시아-태평양지역국가들의 상호의존성」, 『재무관리연구』 제20권 제2호, 2003, pp.151-180.
- 박임구·노상운, 「나스닥 시장과 한국증권거래소시장 지수간의 동조화에 관한 검증」, 『산업경제연구소 논문집』 제31집, 전북대학교, 2000, pp.135-154.
- 박준용·정규승, 「한국과 미국 주식시장의 동조화에 관한 연구」, 『한국경제의 분석』 제9권 1호, 2003, pp.1-94.
- 유태우·김춘호, 「미일 주가의 한국주가에 미치는 영향에 대한 실증분석」, 『증권금융연구』 제3권 1호, 1997, pp.1-20.
- 윤종인·설원식, 「미국과 한국, 미국과 일본 주식시장간의 동조화에 관한 실증연구」, 『국제경영연구』 제16권 제2호, 2005, pp.91-120.
- 이한식·장병문, 「한국과 미국의 주가 동조화 현상 및 국내 주식시장의 효율성 분석」, 『금융연구』 제16권 1호, 2002, pp.125-149.
- 장국현, 「주식시장 동조화와 다운사이드 리스크」, 『재무연구』 제15권 제1호, 2002, pp.189-216.
- 장하성·이가연, 「우리나라 기업 주가의 미국주식시장 수익률과의 연계성 : 외국

- 인 투자자의 거래비중에 따른 차이], 『경영학 연구』 제33권 제2호, 2004, pp.531-572.
- 장호윤, 「한국 주식의 New York 증시 상장과 주식 가격 정보의 이전」, 『증권금융 연구』 제2권 1호, 1996, pp.105-131.
- 전상경·최종연, 「투자주체별 투자행태 분석 : 한미 주가동조화를 중심으로」, 『재무관리연구』 제20권 제2호, 2003, pp.127-150.
- 지청·조담·양채열, 「우리나라 주가변동에 대한 미국 주가의 영향」, 『증권학회지』 제28집, 2001, pp.1-19.
- Arshanapalli, B. and Doukas, J., “International Stock Market Linkages: Evidence from the pre and post-October 1987 Period,” *Journal of Banking and Finance*, 17, 1993, pp.193-203.
- Cambell, J.Y. and Hamao, Y., “Predictable Stock Returns in United States and Japan: A Study of Long - term Capital Market Integration,” *Journal of Finance*, 47, 1992, pp.43-69.
- Engle, R., “Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroschedasticity Models,” *Journal of Business and Economic Statistics*, 20(3), 2002, pp.339-350.
- Engle, R.F., Hendry, D.F. and Richard, J.F., “Exogeneity,” *Econometrica* 50, 1983, pp.987-1007.
- \_\_\_\_\_ and Kozicki, S., “Testing for Common Features,” *Journal of Business and Economic Statistics* 11, 1993, pp.369-380.
- \_\_\_\_\_ and Susmel, R., “Hourly Volatility Spillovers between International Equity Markets,” *Journal of International Money and Finance*, 13, 1994, pp.3-25.
- Hamao, Y., Masulis, R.W. and Ng, V., “Correlations in Price Changes and Volatility across International Stock Markets,” *Review of Financial Studies*, 3(2), 1990, pp.281-307.
- Hamilton, J.D., *Time Series Analysis*, New Jersey: Princeton University Press, 1994.
- Johansen, S., “Statistical Analysis of Cointegrating Vectors,” *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 1988, pp.231-254.

- \_\_\_\_\_, "Cointegration in Partial Systems and the Efficiency of Single-equation Analysis," *Journal of Econometrics* 52, 1992, pp.389-402.
- Karolyi, G. and Stultz, R., "Why Do Market Move Together?: An Investigation of US-Japan Stock Return Comovements," *Journal of Finance*, 51, 1996, pp.951-986.
- Koutmos, G. and Booth, G.G., "Asymmetric Volatility Transmission in International Stock Markets," *Journal of International Money and Finance*, 14, 1995, pp.747-762.
- Lin, W.L., Engle, R. and Ito, T., "Do Bulls and Bears Move across Borders?: International Transmission of Stock Returns and Volatility," *Review of Financial Studies*, 7(3), 1994, pp.507-538.
- Nelson, D.B., "Conditional Heteroschedasticity in Asset Returns: A New Approach," *Econometrica* 59, 1991, pp.347-370.
- Pizzi, M.A., Economopoulos, A.J. and O'Neill, H.M., "An Examination of the Relationship between Stock Index Cash and Futures Markets: A Co-integration Approach," *Journal of Futures Markets* 19, 1998.
- Tse, Y.K., "A Test for Constant Correlation in a Multivariate GARCH model," *Journal of Econometrics*, 98(1), 2000, pp.107-127.

## 부 록

## ● 식(7)의 유도

환율과 KOSPI200으로 이루어진 2변량 오차수정모형을 정리하면 다음과 같다.

$$\Delta e_t = \mu_1 + \alpha_1 \begin{pmatrix} \beta_1 & \beta_2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} e_{t-1} \\ k_{t-1} \end{pmatrix} + (\gamma_{11} \quad \gamma_{12}) \begin{pmatrix} \Delta e_{t-1} \\ \Delta k_{t-1} \end{pmatrix} + \varepsilon_{1t} \quad (\text{A1a})$$

$$\Delta k_t = \mu_2 + \alpha_2 \begin{pmatrix} \beta_1 & \beta_2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} e_{t-1} \\ k_{t-1} \end{pmatrix} + (\gamma_{21} \quad \gamma_{22}) \begin{pmatrix} \Delta e_{t-1} \\ \Delta k_{t-1} \end{pmatrix} + \varepsilon_{2t} \quad (\text{A1b})$$

식(A1b)에  $\delta = \text{cov}(\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}) / \text{var}(\varepsilon_{2t})$ 를 곱하고 이를 식(A1a)에서 빼면 다음을 얻게 된다.

$$\begin{aligned} \Delta e_t = & [\mu_1 - \delta \mu_2] + \delta \Delta k_t + [\alpha_1 - \delta \alpha_2] \begin{pmatrix} \beta_1 & \beta_2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} e_{t-1} \\ k_{t-1} \end{pmatrix} \\ & + [(\gamma_{11} \quad \gamma_{12}) - \delta (\gamma_{21} \quad \gamma_{22})] \begin{pmatrix} \Delta e_{t-1} \\ \Delta k_{t-1} \end{pmatrix} + [\varepsilon_{1t} - \delta \varepsilon_{2t}] \end{aligned} \quad (\text{A2})$$

Engle, Hendry and Richard(1983)에 따르면, 식(A2)가 조건부모형(conditional model)이고, (A1b)이  $k_t$ 의 한계모형(marginal model)이다.

따라서,  $\alpha_2 = 0$  일 때(즉, KOSPI200이 공적분관계에 대해 약외생적일 때) 추정계수를 재정의(reparametrize)하면 아래의 방정식을 얻게 된다.

$$\Delta e_t = \tilde{\mu}_1 + \delta \Delta k_t + \alpha_1 \begin{pmatrix} \beta_1 & \beta_2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} e_{t-1} \\ k_{t-1} \end{pmatrix} + (\tilde{\gamma}_{11} \quad \tilde{\gamma}_{12}) \begin{pmatrix} \Delta e_{t-1} \\ \Delta k_{t-1} \end{pmatrix} + \tilde{\varepsilon}_{1t} \quad (7)$$

이 방정식을 Johansen(1992)은 부분시스템(partial system)이라 불렀다. 여기에서 약외생성이 의미하는 것은 이 방정식의 추정만으로 공적분계수  $(\beta_1 \quad \beta_2)$ 를 식별(identify)할 수 있다는 점이다. 결국, 공적분관계를 분석하기 위해서는 한계모형인 (A1b)식이 불필요하고, 이에 따라 2변량 모형의 추정도 불필요해진다.

## **The Evaluations and the International Comparisons of the Integration with U.S. Stock Market**

Jong-In Yoon

### **Abstract**

It is well - known that U.S. stock market has a considerable influence on Korean stock market. But it does not seem that the long - term trend in Korean market is similar to that in U.S. market. We should know the difference between the long - term trend and the short - term cycle. Two stock markets may be integrated in the short - term, but not in the long - term.

This study divides inter - market return integration into the long - term integration and the short - term integration. These concepts are based on the notion about the trend - cycle decomposition in the time series literature. The long - term integration is defined as the cointegration and the short - term integration as the Granger causality.

The empirical evidences show that Korean stock indices are not cointegrated with the U.S. stock indices, but are Granger - caused by them. Also it is shown that it is not appropriate to adjust the stock indices by the exchange rate. We conclude that Korean stock market is integrated in the short - term but not in the long - term with U.S. stock markets.

This study also investigates the inter - market integration between the U.S. and the other countries (Asian 7 stock markets and European 6 stock markets). The results are as follows. After 2000 years, the stock markets in Japan, Hong Kong, and most of European countries are integrated in the long - term and in the short - term with the U.S. stock market. But those of the rest of Asian countries are integrated in the short - term but not in the long - term with the U.S. markets.

**Keywords:** Long - Term Market Integration, Short - Term Market Integration, Trend, Cycle, Cointegration, Granger Causality

**JEL Classification:** G12, C59